# Validez de la paridad del poder adquisitivo entre Colombia y Estados Unidos entre 1986 y 2016

*Arturo José Mejía*

*Sebastián Herrera*

*Asesor: Álvaro Hurtado*

*Universidad EAFIT*

*Escuela Economía y Finanzas*

*Economía*

*2018*

## 1. Planteamiento del problema:

La apertura económica es el proceso que tiene un país mediante el cual introduce la competitividad extranjera en su mercado interior, obligando que la calidad de productos nacionales sea cada vez mayor y genera que tengan que haber mayores innovaciones en el territorio nacional para que así las industrias (pequeñas, medianas y grandes) nacionales no se vean absorbidas por la competencia contra las multinacionales que entran al país (López F., 2006).

En Colombia este proceso se demoró en aparecer, como señala el Departamento Nacional de Planeación (DNP) en su artículo *Colombia: estructura industrial e industrialización 1967-1996* (Garay, L., 1998), nuestro país tuvo mayoría de políticas proteccionistas durante gran parte de su historia, esto generó que, para las empresas extranjeras que veían como una oportunidad abrir sus mercados en Colombia, ingresar al país fuera muy costoso y desistieran de hacerlo, por lo que el mercado interior colombiano se vio inundado de productos colombianos, esto trajo a través de los años un incremento en los precios de los productos nacionales y un deterioro en el control de calidad, perjudicando cada vez más al consumidor. Además durante este periodo, se suscribió un tratado de libre comercio con la Comunidad Andina (CAN) en 1969.

En el gobierno del presidente Cesar Gaviria (1990-1994) empezaron a aplicarse diversas modificaciones en el modelo económico nacional en pro de la apertura comercial y él expidió el documento "Programa de modernización de la economía colombiana", el cual fue la base para empezar a disminuir los aranceles al comercio internacional gradualmente y aumentar los incentivos a empresas externas al país para entrar a competir con las empresas colombianas. Este nuevo modelo económico generó para los productores una mayor competencia, por lo que quienes no supieron cómo hacerle frente en términos de calidad, precios y costos de producción desaparecieron, y para los consumidores representó una nueva ola de productos más baratos y de mayor calidad.

A partir de esto, como señala el Ministerio de Comercio, Industria y Turismo, Colombia empezó a firmar acuerdos internacionales más frecuentemente, en 1995 empezó a regir el tratado de libre comercio (TLC) con México y la Comunidad del Caribe (CARICOM por sus

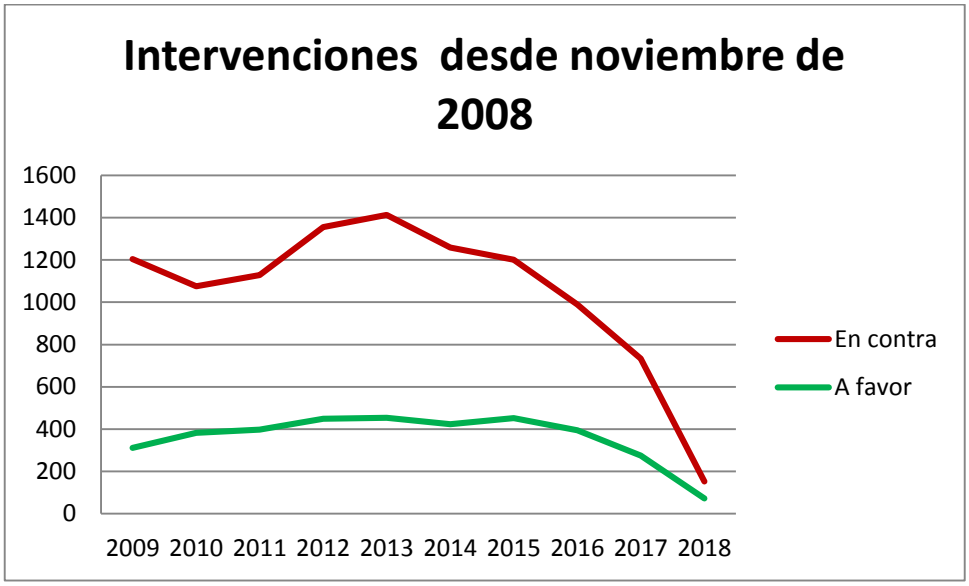
siglas en inglés), con Chile en el 2000, con Cuba en el 2001, en 2004 con MERCOSUR (Brasil, Uruguay, Paraguay y Argentina), en 2007 con Guatemala, Honduras y El Salvador, en 2008 se suscribió el acuerdo con los países EFTA (Noruega, Suiza, Liechtenstein e Islandia), 2009 con Panamá, en 2011 con Canadá, 2012 con la Unión Europea y Venezuela, en 2015 entró en vigencia el acuerdo con la Alianza del Pacífico, en 2016 se implementó con Costa Rica y Corea del Sur pero en el que más nos enfocaremos en este trabajo será el firmado con Estados Unidos en 2011, principal socio comercial de Colombia. Además, están en etapa de negociación los tratados con Israel, Japón, Turquía, TiSA y la inclusión de Australia, Canadá, Nueva Zelanda y Singapur en la Alianza del Pacífico.

Asi pues, desde que Colombia abrió sus puertas al comercio exterior, ha empezado un proceso en camino a la efectividad comercial, la cual se puede medir a través de la paridad de poder adquisitiva (PPA) que, en caso de ser válida, postula que una canasta determinada de bienes tendrá el mismo precio en cualquier parte del mundo, eliminando toda posibilidad de encontrar un beneficio a través del arbitraje, el cual se traduce en comprar uno o más bienes en un país a un bajo precio y venderlo más caro en otro lugar.

Pero esto no es fácil de alcanzar, ya que aunque estamos en un mundo con un fluido comercio internacional como resultado de la apertura económica general de las naciones, aún existen muchas políticas proteccionistas que impiden que la PPA se cumpla, al menos en el corto y mediano plazo, como aranceles, costos de transacción y otros impuestos y costos asociados al mercado internacional.

Esta nueva dinámica en el comercio internacional llevó a la creación en 2009 del Global Trade Alert (GTA) como respuesta a las medidas proteccionistas tomadas alrededor del mundo en respuesta a la crisis económica, esta organización mide las intervenciones gubernamentales sobre el mercado internacional y las separa entre discriminatorias o no discriminatorias contra los intereses comerciales extranjeros, en el siguiente gráfico se evidencia la calificación que ha hecho este ente no gubernamental a las intervenciones tomadas desde noviembre de 2008:

*Gráfica 1: Intervenciones gubernamentales al comercio internacional.*

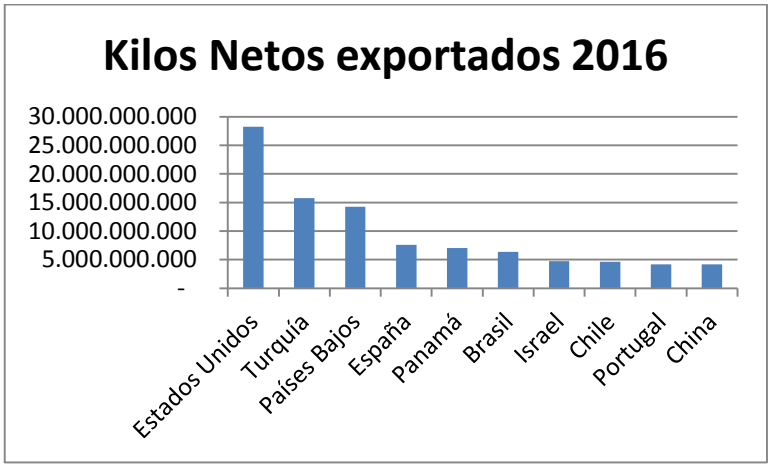



*Fuente: Global Trade Alert.*

Como evidencia el gráfico 1, desde 2009 se han tomado más decisiones que afectan los intereses comunes del comercio internacional, es decir, el proteccionismo a nivel mundial incrementó hasta 2016, año final del periodo de nuestro estudio, lo que puede ser una barrera para resolver el tema central de este estudio: validar la paridad de poder adquisitiva entre socios comerciales.

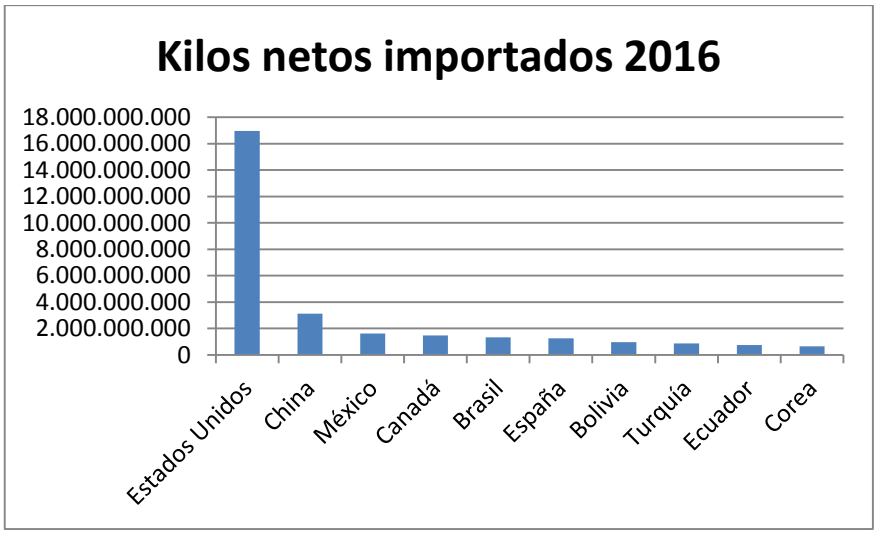
En las siguientes gráficas, analizaremos los 10 principales socios comerciales de Colombia en 2016 tanto en volumen de exportaciones como importaciones, en las cuales se evidencia que Estados Unidos es el principal socio en ambas categorias.

*Gráfica 2: Exportaciones principales socios comerciales 2016.*




*Fuente: DANE*

*Gráfica 3: Importaciones principales socios comerciales 2016.*




*Fuente: DANE*

Dado lo anteriormente descrito acerca del comercio internacional actual y el nivel de apertura económica de Colombia, vale la pena preguntarse: ¿Es válida la paridad de poder adquisitiva entre Colombia y Estados Unidos durante 1986 y 2016?

## 2. Objetivos:

a. **General:** Validar la teoría de la paridad de poder adquisitivo entre Colombia y Estados Unidos en el periodo comprendido entre 1986 y 2016 utilizando cointegración y mínimos cuadrados ordinarios con el fin de contrastar los resultados con otros estudios realizados.

b. **Específicos:**

- Realizar una revisión de literatura de diferentes estudios de países con condiciones económicas similares a las de Colombia que han intentado validar la paridad de poder adquisitiva
- Construir un modelo utilizando como referencia el propuesto por Macías (2003) para validar la teoría entre México y Estados Unidos.
- Validar si se cumple la paridad de poder adquisitivo en Colombia para el periodo entre 1986 y 2016.

## 3. Justificación del problema:

La intención es validar la teoría de la paridad de poder adquisitivo para Colombia en el periodo ya referenciado, ya que esta es una teoría de gran importancia para la macroeconomía y para alcanzar una eficiencia comercial internacional en el largo plazo.

Existen diversos estudios sobre la PPA alrededor del mundo, pero en este trabajo nos queremos enfocar en la validez de esto entre Colombia y Estados Unidos (teniendo la tasa de cambio de pesos por dólar estadounidense) dados los diversos acuerdos que se han firmado bilateralmente entre éstos países, pues el país norteamericano es el principal socio comercial de Colombia.

En las últimas décadas Colombia ha pasado por modificaciones políticas y económicas las cuales han acelerado el proceso de apertura económica en el país, estas modificaciones han sido, entre otros, los diversos tratados de libre comercio que han llevado a cabo los diferentes gobiernos en los últimos años.

Por lo tanto otro de nuestros intereses es encontrar evidencias para ver si la PPA es válida en Colombia, mediante el uso de una metodología basada en los conocimientos adquiridos en nuestra formación profesional, y evidenciar si las decisiones y modificaciones mencionadas han sido consecuentes con lo que trata de demostrar esta teoría, que es como las barreras

entre países se irán eliminando hasta el punto en que los precios entre países no reflejen costos extra de transporte o transaccionales, los cuales generen diferencias en el valor de los productos entre los países.

También es importante evaluar si la política económica efectuada durante nuestro periodo de análisis ha sido realmente efectiva para el tema de paridad de los precios, es decir, analizar el comportamiento del nivel de precios antes y después de las decisiones tomadas por los hacedores de política para ver si estos convergen a un equilibrio o si por el contrario se alejan de este.

## 4. Marco Teórico:

La paridad de poder adquisitivo es una teoría macroeconómica del largo plazo popularizada a principios del siglo XX por Gustav Cassell en su libro *The theory of social economy* quien la define como "el nivel normal de la tasa de cambio entre países" (Cassell, G., 1933, p. 513), y explica que, dadas las diferentes barreras entre países, la tasa de cambio suele desviarse de su nivel normal o de equilibrio.

Esta teoría se basa en la Ley del precio único, la cual establece que un mismo bien debería tener el mismo precio en cualquier país del mundo, suponiendo que no existen fricciones como impuestos o aranceles al comercio ni costos de transporte entre países. Por lo tanto, si dado un tipo de cambio para dos países el mismo bien es más barato en términos de una misma moneda en un país, la gente preferirá comprar dicho bien en el país donde se ofrece más barato.

Todo esto hará que la alta demanda en el país que vende el bien a menor precio ocasione una subida en el precio de este para poder satisfacer demanda creciente, y por otro lado, en el país donde el bien es más caro, la disminución en la demanda obligará a que los vendedores de este tipo de bien reduzcan el precio de este para recuperar parte de la demanda que se está yendo al exterior. Esto genera que la moneda del país donde el bien es más costoso se deprecie frente a la otra divisa del país donde el bien tiene un precio más bajo, lo que finalmente llevaría la tasa de cambio a un nivel de equilibrio donde a las personas les sería completamente indiferente comprar este bien en cualquiera de los dos países, es decir, que el precio sea el mismo.

Para el caso de la paridad del poder adquisitivo, estaríamos hablando no solo de un bien como en la ley del precio único, sino de una canasta de bienes representativa. Si los precios de estas cestas en diferentes países llegan a un nivel de equilibrio, donde el valor de éstas dado el tipo de cambio entre sus respectivas divisas es equivalente, se podría afirmar que habría paridad en los precios entre ambos.

Pero, como mencionamos, la PPA solo es válida en el largo plazo, ya que en el corto y mediano plazo existen choques y fricciones económicas, comerciales y sociales que impiden que se llegue al equilibrio; las diferencias económicas y comerciales pueden ser costos de transacción o de transporte (infraestructura o diferencias geográficas) que genera un incremento en el precio de un producto o servicio en comparación con el precio observado en otro país, barreras al comercio internacional como aranceles u otros impuestos de aduana que alteren el precio de un producto como fruto de políticas proteccionistas. Otro problema con el que se encuentra la teoría es la ponderación de los bienes dentro de una canasta, ya que según las costumbres de un país un bien puede ser más valorado en un país que en otro, por lo que es difícil encontrar dos canastas exactas para hacer la medición.

Existen varios estudios previos relevantes para el desarrollo de nuestro trabajo, un ejemplo es el estudio *Purchasing Power Parity simmetry and proportionallity: Evidence from 116 countries*, (Arize, A.C., Malindretos, J. & Ghosh, D., 2015) el cual busca darle al enfoque tradicional de lo que se busca en la mayoría de trabajos acerca de esta teoría nuevos aspectos, ya que también estudia la velocidad de ajuste de las desviaciones de la tasa de cambio con respecto a la PPA en cada país, así como la vida media de estas desviaciones, pues para los autores estos son aspectos que pueden ser de gran utilidad para los hacedores de políticas monetarias y financieras en los diferentes países para tomar decisiones. Se concluye pues que en la mayoría de los casos la PPA es válida en el largo plazo y encuentran evidencia de que el análisis de esta teoría es de gran importancia para que los hacedores de política tengan un mayor criterio a la hora de tomar decisiones acerca de la política monetaria de su país. Otra conclusión de este artículo es que las personas utilizan la información acerca de los precios para tener mayores oportunidades de obtener beneficios pero que en el largo plazo, dada la paridad de poder adquisitivo estos beneficios y las pérdidas se cancelarán.

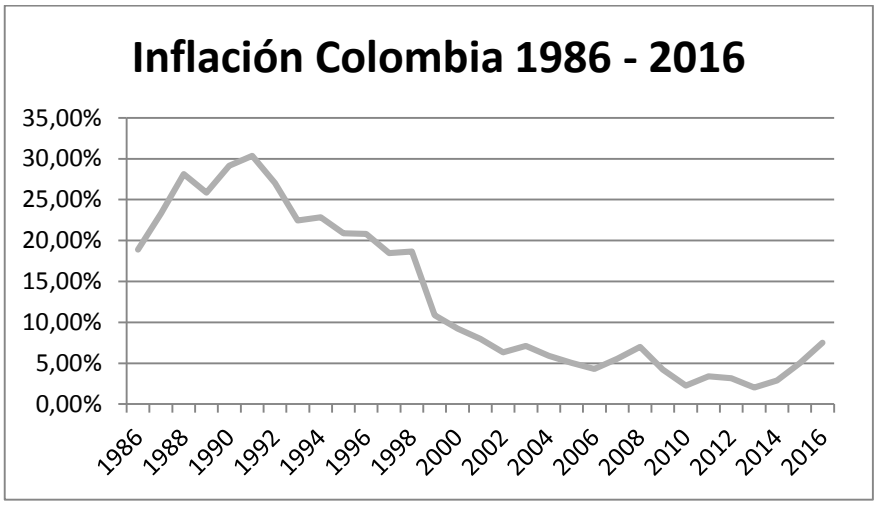
Por otra parte, el paper *Economic integration among caribbean countries: Evidence from purchasing power parity, 1980–2000* (Aggarwal, R., Simmons, W., 2006), trata de evidenciar si para las dos últimas décadas del siglo XX, la teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPA) se cumple para tres países específicos del caribe, Trinidad y Tobago, Jamaica y Guyana. Los resultados indican que la teoría del PPA efectivamente se cumple para los tres países, especialmente para la luego de 1990, donde hubo varias reformas económicas que facilitaron la paridad de los precios. Entre las reformas que se llevaron a cabo en pro de la paridad de precios y la integración económica fue firmar acuerdos comerciales con EEUU, el más importante es el Caribbean Basin Trade Partnership Act (CBTPA) firmado en octubre del 2000 entre países del Caribe y EEUU tras verse los exitosos resultados del acuerdo comercial temporal Caribbean Basin Initiative que estaba en ejecución desde 1984. Dado esto podríamos pensar que en Colombia habrá una mayor evidencia de la teoría tras el tratado de libre comercio (TLC) firmado con el país norteamericano en los últimos años.

Por otra parte, en el paper *Further evidence on purchasing power parity and country characteristics* (Wu, J., Cheng, S. & Hou, H., 2011), los autores estudian la relación entre algunas características de diferentes países con la validez en el largo plazo de la PPA. Estas características son: inflación, región geográfica (medido en las millas aéreas entre la capital del país estudiado y Washington D.C), régimen cambiario de divisas, crecimiento de la productividad, nivel de apertura comercial y gasto del gobierno. Otros autores que también han estudiado estas relaciones dan como un factor muy significativo la distancia entre el país estudiado y Estados Unidos, pues los costos de transporte son más bajos y por lo tanto la diferencias entre precios no es tanta, pero según este paper no es muy significativo, ya que en la actualidad los costos de transporte son más elevados por decisiones políticas que por la distancia entre países, decisiones como tarifas u otros impuestos al comercio internacional. Otra conclusión importante de este paper es que los países en los que la teoría es más probable que sea válida deben cumplir al menos dos de las siguientes características: Nivel alto o moderado de inflación o apertura económica, un bajo nivel de desarrollo o ser un país emergente y presentar una alta volatilidad en su tasa de cambio nominal, de estas características Colombia cumple varias de ellas lo que teóricamente nos permite evidenciar que la paridad de poder adquisitivo se puede cumplir en el largo plazo en el país, tal como lo

evidencian los resultados de este estudio, pues en todos los países analizados de Latinoamérica[1], entre ellos Colombia, había evidencia de que se podría cumplir la PPA en el largo plazo.

Colombia, al inicio de este periodo presentó una inflación del 19% aproximadamente y en el 2016 fue cercana al 8%, por lo que en los 30 años de estudio el país ha experimentado una reducción en su tasa de inflación, además a partir del 2000, la tasa de inflación ha fluctuado entre el 2% y 8%, como evidencia la gráfica 4; esto muestra que Colombia, en las últimas décadas ha tenido una inflación moderada y no muy volátil, esta característica según los autores ya referenciados, hace a Colombia más probable que se cumpla la PPA con EEUU.

*Gráfica 4: Inflación Colombia.*



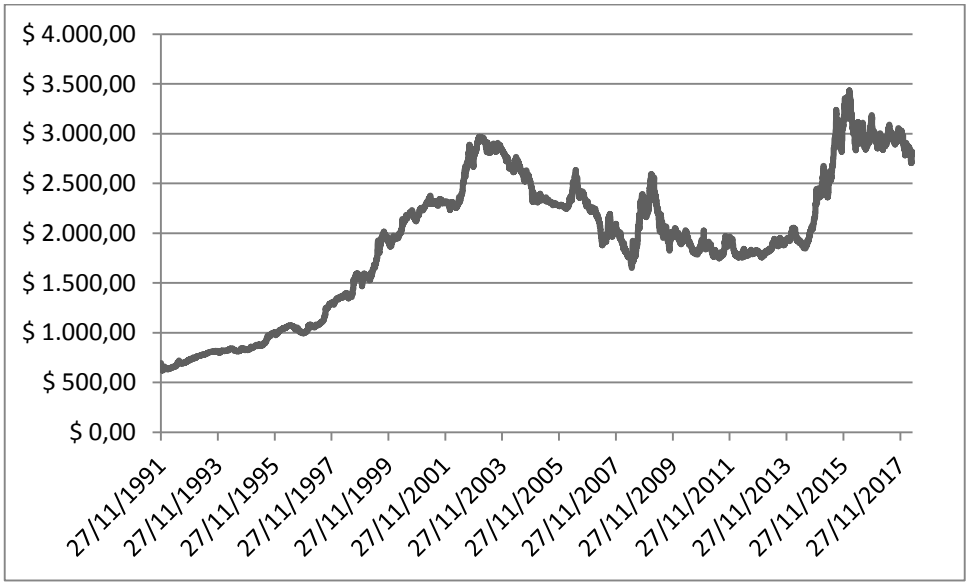

*Fuente: Banco Mundial.*

Otra característica relevante para los autores es el régimen cambiario del país y el comportamiento de la tasa de cambio nominal entre las dos divisas (peso colombiano y dólar estadounidense), la cual debe tener una alta volatilidad. Colombia tiene un régimen cambiario flexible, y la autoridad monetaria, el Banco de la República, no se entromete mucho en el mercado cambiario, lo que es un punto a favor de la validez de la teoría, pues si no lo interviene no habrá barreras en el proceso de convergencia de la tasa de cambio nominal a el nivel de la PPA. Por otra parte, la tasa de cambio ha sido muy volátil en Colombia, en la

[1] Latinoamérica incluye Bahamas, Barbados, Chile, Colombia, Costa Rica, Domínica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Granada, Guatemala, Haití, Honduras, Jamaica, México, Paraguay, Santa Lucía, Trinidiad y Tobago, Uruguay y Venezuela.

gráfica 5, que se muestra a continuación, se evidencia el comportamiento de esta desde 1991 hasta 2018, con datos del Banco de la República.

*Gráfica 5: Tasa de cambio nominal COP/USD.*




*Fuente: Banco de la República.*

Según los autores, la alta volatilidad de la tasa de cambio nominal es una señal en pro de la PPA en el largo plazo, teniendo así que el país cumple con dos características a favor de la teoría por lo que, teóricamente y según el estudio referenciado, hay indicios de que si sea válida la paridad de poder adquisitivo entre Colombia y Estados Unidos.

## 5. Metodología

En este estudio utilizaremos el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), tal como se hace en el estudio Tipo de cambio y paridad del poder de compra en México realizado por Macías (2003) para el Banco de México, para estimar el modelo de la paridad de poder adquisitivo teniendo como variable dependiente la variación del tipo de cambio nominal y como variable independiente, la variación de precios:

$$variaciontcn = \beta_0 + \beta_1 variacionprecios + \mu;$$

Dónde, variaciontcn es la variación anual de la tasa de cambio nominal entre estos países y es calculada, mediante información obtenida del Databank del Banco Mundial, como el

cociente entre el Índice de precios al consumidor (IPC) de Colombia sobre el de Estados Unidos y variacionprecios, está dado por la siguiente fórmula:

$$varprecios = \frac{\Delta P_{COL} - \Delta P_{USA}}{1 + \Delta P_{USA}}$$

Donde $\Delta P$ es la variación de precios en cada uno de los países y está dado por el diferencial entre las inflaciones de ambos países:

$$\Delta P = \frac{Inflación_{COL} - Inflación_{USA}}{1 + Inflación_{USA}}$$

En nuestro modelo, la inflación se mide en términos porcentuales y $\Delta P$ representa el cambio porcentual en la tasa de cambio entre el peso colombiano y el dólar estadounidense, por lo tanto la variable independiente, varprecios, también está expresada en términos porcentuales.

Para que esta teoría sea totalmente válida, los parámetros de la regresión deben ser los siguientes: $\beta_0$=0, $\beta_1$=1, esto con el fin de que un cambio porcentual en la variación de los precios genere un cambio igual en la tasa de cambio nominal entre las divisas de los países estudiados para que así no haya diferencia entre el precio de los productos en ambos países, y por último $R^2 > 0{,}70$, para que la variable dependiente sea explicada en gran medida por la variable independente.

El resultado de la regresión usando MCO, es el siguiente:

*Tabla 1: Regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)*

| Regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios | | |
|---|---|---|
| Variable | Coeficiente | Error estándar |
| C | -0,027799 * | (0,006045) |
| VARIACIONPRECIOS | 0,843429 * | (0,033485) |

* significativo al 1%

** significativo al 5%

***significativo al 10%

*Fuente: Databank del Banco Mundial. Cálculos de los autores.*

Primero es necesario comprobar que es adecuado usar MCO para nuestra estimación para evitar problemas que se puedan generar desde la misma concepción del proyecto resultados inconsistentes como consecuencia de una regresión espuria.

Para ello, utilizamos la prueba de heterocedasticidad Breusch-Pagan-Godfrey, como vemos en la siguiente tabla, no arroja evidencias de la presencia de heterocedasticidad en el modelo.

*Tabla 2: Test heterocedasticidad Breusch-Pagan-Godfrey*

| Test heterocedasticidad Breusch-Pagan-Godfrey | | |
|---|---|---|
| Variable | Coeficiente | Error estándar |
| C | 0,000449 * | (0,000130) |
| VARIACIONPRECIOS | -0,000938 | (0,000720) |

* significativo al 1%

** significativo al 5%

***significativo al 10%

*Fuente: Databank del Banco Mundial. Cálculos de los autores.*

Luego, usamos la prueba de Breusch-Godfrey, para descartar que haya correlación serial entre las variables del modelo, lo que implicaría que la regresión llevará a conclusiones incorrectas, a continuación, el resultado de este test:

*Tabla 3: Prueba de correlación serial de Breusch-Godfrey*

| Prueba de correlación serial Breusch-Godfrey | | |
|---|---|---|
| Variable | Coeficiente | Error estándar |
| C | -0,000235 | (0,005959) |
| VARIACIONPRECIOS | 0,001143 | (0,032856) |
| RESID(-1) | 0,35276 *** | (0,194587) |

| | | |
|---|---|---|
| RESID(-2) | -0,153752 | (0,209943) |

* significativo al 1%

** significativo al 5%

*** significativo al 10%

*Fuente: Databank del Banco Mundial. Cálculos de los autores.*

Como vemos en la tabla anterior, no hay una evidencia fuerte que indique que el modelo presenta correlación serial.

Por último, para comprobar que es adecuado usar MCO para la estimación, realizamos la prueba de colinealidad del factor de inflación de varianza (VIF por sus siglas en inglés), el cual sirve para probar si hay presencia de colinealidad en la regresión o no, a continuación, se presentan los resultados:

*Tabla 4: Prueba de colinealidad VIF*

| Prueba de colinealidad VIF | |
|---|---|
| Variable | Coeficiente |
| C | 0,000003 |
| VARIACIONPRECIOS | 0,001121 |

*Fuente: Databank del Banco Mundial. Cálculos de los autores.*

Dado que los valores fueron menores a 10, no hay una evidencia de la presencia de colinealidad en el modelo.

Ahora que sabemos que es correcto emplear MCO, debemos comprobar que las variables usadas sean integradas del mismo orden para de esta manera estacionalizarlas y evitar obtener como resultado de la estimación una regresión espuria, para esto utilizamos las pruebas de las raíces unitarias.

*Tabla 5: Prueba raíz unitaria para la variación de los precios*

| Prueba raíz unitaria variación precios |
|---|

| Variable | Coeficiente | Error estándar |
|---|---|---|
| VARIACIONPRECIOS(-1) | -0,040061 | (0,055025) |
| C | 0,00231 | (0,010104) |
| Prueba raíz unitaria variación precios primeras diferencias | | |
| Variable | Coeficiente | Error estándar |
| D(VARIACIONPRECIOS(-1)) | -0,922975 * | (0,182467) |
| C | -0,005594 | (0,005294) |

* significativo al 1%

** significativo al 5%

*** significativo al 10%

*Fuente: Databank del Banco Mundial. Cálculos de los autores.*

Como veremos en los resultados que se muestran en la siguiente tabla, las variables variaciontcn y variacionprecios no son estacionarias y ambas son integradas de orden 1, I (1), por lo que debemos efectuar primeras diferencias para volverlas estacionarias y apuntar a tener resultados válidos.

*Tabla 6: Prueba de raíz unitaria para la variación del tipo de cambio nominal*

| Prueba raíz unitaria tipo de cambio nominal | | |
|---|---|---|
| Variable | Coeficiente | Error estándar |
| VARIACIONTCN(-1) | -0,058746 | (0,055458) |
| C | 0,001553 | (0,001553) |
| Prueba raíz unitaria tipo de cambio nominal primeras diferencias | | |
| Variable | Coeficiente | Error estándar |
| D(VARIACIONTCN(-1)) | -1,022578 | (0,184958) |

| | | |
|---|---|---|
| | * | |
| C | -0,006182 | (0,004835) |

* significativo al 1%

** significativo al 5%

*** significativo al 10%

*Fuente: Databank del Banco Mundial. Cálculos de los autores.*

Ahora, en la tabla a continuación evidenciamos que los residuales son integrados en niveles, es decir, integrados de orden cero, I(0):

*Tabla 7: Prueba de raíz unitaria para los residuales*

| Prueba raíz unitaria residuales | | |
|---|---|---|
| Variable | Coeficiente | Error estándar |
| RESIDUALES(-1) | -0,925429 * | (0,198337) |
| C | 0,000938 | (0,004828) |

* significativo al 1%

** significativo al 5%

*** significativo al 10%

*Fuente: Databank del Banco Mundial. Cálculos de los autores.*

Dado que variaciontcn y variacionprecios son individualmente I(1), es decir, tienen tendencias estocásticas, y sus residuales son I(0), se puede decir que la combinación lineal cancela las tendencias estocásticas de las dos. Como resultado esta regresión no es espuria.

Por último, utilizamos el test de Engle y Granger para comprobar que las variables estén cointegradas. El resultado, como se muestra a continuación, es que hay evidencia de cointegración entre las variables.

*Tabla 8: Test de cointegración de Engle y Granger*

| Test cointegración Engle y Granger |
|---|

| Variable | Estadístico Tau | Estadístico z |
|---|---|---|
| VARIACIONTCN | (-3,76288) ** | (-19,88944) ** |
| VARIACIONPRECIOS | (-3,74607) ** | (-19,81839) ** |

* significativo al 1%

** significativo al 5%

*** significativo al 10%

*Fuente: Databank del Banco Mundial. Cálculos de los autores.*

Debido a que las series están cointegradas la estimación por MCO nos arroja resultados superconsistentes.

Ahora que comprobamos el adecuado uso de MCO, debemos analizar con mayor profundidad la cointegración de las series vartcn y varprecios en el largo plazo, aunque ya comprobamos que son series cointegradas mediante el test de Engle y Granger utilizaremos el método de Johanssen (1988) mediante un VEC (Vector de corrección de errores) para validar si la cointegración en el largo plazo es significativa, pues este es un factor de gran importancia, ya que como se ha mencionado, esta teoría sólo es válida en el largo plazo.

Según los resultados, los cuales se muestran en la tabla 9, hay evidencia de cointegración en el largo plazo entre la variación de la tasa de cambio nominal y la variación de los

precios entre Estados Unidos y Colombia, ya que el coeficiente de cointegración es estadísticamente significativo al 1%, este elemento es clave, puesto que el cambio en la variación de precios debe conllevar a un cambio en la variación de la tasa de cambio nominal para que, paulatinamente, el nivel de los precios entre ambos países se igualen, lo que implica que vayan convergiendo al equilibrio de la PPA, eliminando toda posibilidad de hacer estrategias de arbitraje en el comercio internacional.

Este coeficiente beta, el cual se interpreta en valor absoluto por la naturaleza del VEC, nos indica que, ante un cambio del 1% en la variación de los precios se genera un cambio de 83 puntos básicos en la variación de la tasa de cambio nominal entre las divisas; este resultado

es muy similar al coeficiente de la variable varprecios que arrojó la regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios (0,84) aunque la diferencia entre estos resultados puede variar a medida que se le añadan más años a la muestra. Adeemás, este coeficiente nos indica que hay una respuesta correctiva de las variables de la relación de cointegración ante desviaciones en la relación de largo plazo.

La tasa de convergencia de la variación del tipo de cambio nominal es estadísticamente significativa, este al ser 0,6986 en valor absoluto nos indica que la tasa de cambio se ajusta relativamente rápido ante los cambios en la variación de los precios.

Este método también nos muestra los coeficientes del corto plazo, éstos no son significativos estadísticamente, lo cual es acorde con la teoría, ya que esta solo puede ser válida en el largo plazo, pues en el corto, tal y como explicamos anteriormente, es imposible que se cumpla por todos los obstáculos existentes.

*Tabla 9: Estimación VEC.*

| ESTIMACIÓN VEC | | |
|---|---|---|
| Variable | Coeficiente | Error estándar |
| Coeficiente de cointegración | -0,839188 * | 0,0446362 |
| Tasa de ajuste vartcn | -0,6986345 ** | 0,3335569 |
| Tasa de ajuste varprecios | 0,0148011 | 0,4058417 |
| Los coeficientes de corto plazo no fueron significativos. | | |

* significativo al 1%

** significativo al 5%

*** significativo al 10%

*Fuente: Databank del Banco Mundial. Cálculos de los autores.*

## 6. Resultados

Aunque no obtuvimos los valores para los coeficientes con los cuales se valida la paridad de poder adquisitivo de manera absoluta, debido a las enormes diferencias entre los supuestos

del modelo y la realidad, como suponer que no hay barrera alguna al comercio entre dos países, ya que en la realidad esto es casi imposible que suceda, pues aunque los gobiernos (en su mayoría) han estado tomando decisiones a través del tiempo a favor de la apertura comercial y económica, con más de 500 tratados de libre comercio firmados alrededor del mundo según la Organización Mundial del Comercio (OMC), también deben velar por proteger algunos sectores económicos domésticos por la relevancia que tengan en el país y en la actualidad ha resurgido una ola nacionalista entre los gobernantes que han vuelto a poner en práctica leyes proteccionistas, lo que genera distorsiones en la convergencia que propone la teoría de la tasa de cambio nominal hacia el equilibrio de la PPA.

Así pues, la regresión nos dio los siguientes valores:

- $\beta_0$ = -0,027799, muy cercano a 0 (lo ideal según el modelo utilizado), éste coeficiente representa la porción de la variación en la tasa de cambio nominal que no se explica mediante la variación de precios en cada país, en teoría, como no hay costos de transacción, transporte ni otras barreras, éste valor es nulo, ya que al ser un comercio perfecto los precios de los productos en ambos países y entre ambos países las explican las fuerzas de oferta y demanda, pero dado que el valor nos dio muy cercano se evidencia que en el largo plazo estos obstáculos al comercio internacional perfecto se van eliminando mediante la cooperación entre países e incluso, según el signo negativo del resultado, hay factores externos a la variación de precios que generan que la variación de la tasa de cambio nominal sea menor, aunque con muy bajo impacto
- $\beta_1$ = 0,843429, este valor también es cercano al propuesto por el modelo para que la teoría sea válida, 1, que indicaría que por un aumento de 1% en la variación de los precios habría un aumento de igual magnitud en la variación de la tasa de cambio nominal, generando que la relación entre el valor de los productos de ambos países siempre sea la misma. Nuestro resultado evidencia que la elasticidad a largo plazo es de 0,843429, lo que indica que, si hay un incremento permanente anual del 1% en la variación de precios, habrá un aumento del 0,843% en la variación de la tasa de cambio nominal.

Además, el $R^2$ está por encima de 0,7, con un valor de 0,957734, por lo que la regresión nos indica que, casi un 96% de la variable dependiente (variaciontcn) es explicada por la variable explicativa (variacionprecios).

## 7. Conclusiones

Finalmente, contrastando los resultados obtenidos mediante la regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios, se evidencia como los parámetros del modelo son muy similares a los obtenidos por Macías (2003) en su trabajo, donde se realiza el mismo ejercicio para México entre 1982 y 2001, que arrojó los siguientes resultados: $\beta_0 = -0{,}051$, $\beta_1 = 0{,}0892$ y $R^2 = 0{,}92$. Esta brecha entre nuestros coeficientes y los del estudio referenciado se deben a las barreras a un comercio internacional completamente eficiente, tales como los aranceles u otras políticas proteccionistas, costos de transacción, diferencias culturales, entre otras.

También al analizar las características propuestas por (Wu, J., Cheng, S. & Hou, H., 2011) en su artículo *Further evidence on purchasing power parity and country characteristics*, que hacen más probable que se cumpla la teoría de la paridad de poder adquisitiva en un país, se encontró que para Colombia existe una alta probabilidad de que esta teoría se cumpla, debido a su nivel de inflación moderada, su tipo de cambio muy volátil y a que el Banco de la República es independiente del estado y no interviene en gran medida en el mercado cambiario.

Se complementó la evidencia de cointegración mediante el test de Engle y Granger con un vector de corrección de errores para comprobar la relación en el largo plazo entre las dos variables, esto debido a que el método de MCO solo muestra esta relación en el corto plazo. Los resultados indican que esta relación solo es significativa en el largo plazo, que va acorde con la teoría económica donde en el corto plazo las barreras al comercio distorsionan la paridad de los precios.

## 8. Bibliografía


- Aggarwal, R., Simmons, W. (2006), Economic integration among caribbean countries: Evidence from purchasing power parity, 1980–2000. Journal of Policy Modeling. 28 (3), 277-280. Recuperado de: https://ezproxy.eafit.edu.co:2072/science/article/pii/S0161893805001262
- Arize, A.C., Malindretos, J. & Ghosh, D. (2015), Purchasing Power Parity simmetry and proportionallity: Evidence from 116 countries. International Review of Economics & Finance, 37, 69-85. Recuperado de: https://ezproxy.eafit.edu.co:2072/science/article/pii/S1059056014001956
- Cassel, G, (1933), The theory of social economy. Recuperado de: https://mises.org/sites/default/files/The%20Theory%20of%20Social%20Economy_3.pdf
- Garay, L. (1998), Colombia: estructura industrial e industrialización 1967-1996. Recuperado de: https://colaboracion.dnp.gov.co/CDT/Desarrollo%20Empresarial/Colombia%20Estructura%20Industrial%20e%20Internacionalizaci%C3%B3n.pdf
- López, F. (2006), La competitividad en Colombia: Apertura económica, instituciones de apoyo y seguridad democrática. Revista Universidad EAFIT. 42 (142), 9-25. Recuperado de: http://publicaciones.eafit.edu.co/index.php/revista-universidad-eafit/article/view/799/708
- Macías, A. (2003), Tipo de cambio y paridad del poder de compra en México. Comercio exterior, 53 (9), 820-831. Recuperado de: http://revistas.bancomext.gob.mx/rce/magazines/56/3/maci0903.pdf

- Wu, J., Cheng, S. & Hou, H. (2011), Further evidence on purchasing power parity and country characteristics. International Review of Economics and Finance, 20 (2), 257-266. Recuperado de: https://ezproxy.eafit.edu.co:2072/science/article/pii/S1059056010000420


## 9. Anexos

*Tabla 1: Regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)*

Dependent Variable: VARIACIONTCN
Method: Least Squares
Date: 04/26/18 Time: 10:14
Sample (adjusted): 1987 2016
Included observations: 30 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.027799 | 0.006045 | -4.598819 | 0.0001 |
| VARIACIONPRECIOS | 0.843429 | 0.033485 | 25.18862 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.957734 | Mean dependent var | 0.099546 |
| Adjusted R-squared | 0.956224 | S.D. dependent var | 0.086743 |
| S.E. of regression | 0.018149 | Akaike info criterion | -5.116069 |
| Sum squared resid | 0.009223 | Schwarz criterion | -5.022656 |
| Log likelihood | 78.74103 | Hannan-Quinn criter. | -5.086185 |
| F-statistic | 634.4666 | Durbin-Watson stat | 1.359438 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

*Tabla 2: Test heterocedasticidad Breusch-Pagan-Godfrey*

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.700139 | Prob. F(1,28) | 0.2029 |
| Obs*R-squared | 1.717304 | Prob. Chi-Square(1) | 0.1900 |
| Scaled explained SS | 1.191625 | Prob. Chi-Square(1) | 0.2750 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 04/26/18 Time: 10:16
Sample: 1987 2016
Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.000449 | 0.000130 | 3.457364 | 0.0018 |
| VARIACIONPRECIOS | -0.000938 | 0.000720 | -1.303894 | 0.2029 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.057243 | Mean dependent var | 0.000307 |
| Adjusted R-squared | 0.023574 | S.D. dependent var | 0.000395 |
| S.E. of regression | 0.000390 | Akaike info criterion | -12.79660 |
| Sum squared resid | 4.26E-06 | Schwarz criterion | -12.70319 |
| Log likelihood | 193.9490 | Hannan-Quinn criter. | -12.76672 |
| F-statistic | 1.700139 | Durbin-Watson stat | 2.009217 |
| Prob(F-statistic) | 0.202888 | | |

*Tabla 3: Prueba de correlación serial de Breusch-Godfrey*

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.676096 | Prob. F(2,26) | 0.2067 |
| Obs*R-squared | 3.426176 | Prob. Chi-Square(2) | 0.1803 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 04/26/18 Time: 10:20
Sample: 1987 2016
Included observations: 30
Presample missing value lagged residuals set to zero.

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.000235 | 0.005959 | -0.039408 | 0.9689 |
| VARIACIONPRECIOS | 0.001143 | 0.032856 | 0.034798 | 0.9725 |
| RESID(-1) | 0.352760 | 0.194587 | 1.812870 | 0.0814 |
| RESID(-2) | -0.153752 | 0.209943 | -0.732351 | 0.4705 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.114206 | Mean dependent var | 1.10E-17 |
| Adjusted R-squared | 0.011999 | S.D. dependent var | 0.017833 |
| S.E. of regression | 0.017726 | Akaike info criterion | -5.104006 |
| Sum squared resid | 0.008169 | Schwarz criterion | -4.917180 |
| Log likelihood | 80.56009 | Hannan-Quinn criter. | -5.044239 |
| F-statistic | 1.117397 | Durbin-Watson stat | 1.975906 |
| Prob(F-statistic) | 0.360064 | | |

*Tabla 4: Prueba de colinealidad VIF*

Variance Inflation Factors
Date: 04/26/18 Time: 10:15
Sample: 1986 2016
Included observations: 30

| Variable | Coefficient Variance | Uncentered VIF | Centered VIF |
|---|---|---|---|
| C | 3.65E-05 | 3.327946 | NA |
| VARIACIONPRECIOS | 0.001121 | 3.327946 | 1.000000 |

*Tabla 5: Prueba raíz unitaria para la variación de los precios*

Null Hypothesis: VARIACIONPRECIOS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -0.728060 | 0.8246 |
| Test critical values: | 1% level | -3.670170 | |
| | 5% level | -2.963972 | |
| | 10% level | -2.621007 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(VARIACIONPRECIOS)
Method: Least Squares
Date: 04/26/18 Time: 10:40
Sample (adjusted): 1987 2016
Included observations: 30 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| VARIACIONPRECIOS(-1) | -0.040061 | 0.055025 | -0.728060 | 0.4726 |
| C | 0.002310 | 0.010104 | 0.228649 | 0.8208 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.018579 | Mean dependent var | -0.003894 |
| Adjusted R-squared | -0.016471 | S.D. dependent var | 0.029489 |
| S.E. of regression | 0.029731 | Akaike info criterion | -4.128909 |
| Sum squared resid | 0.024750 | Schwarz criterion | -4.035496 |
| Log likelihood | 63.93364 | Hannan-Quinn criter. | -4.099026 |
| F-statistic | 0.530071 | Durbin-Watson stat | 1.602335 |
| Prob(F-statistic) | 0.472622 | | |

Null Hypothesis: D(VARIACIONPRECIOS) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -5.058318 | 0.0003 |
| Test critical values: | 1% level | -3.679322 | |
| | 5% level | -2.967767 | |
| | 10% level | -2.622989 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(VARIACIONPRECIOS,2)
Method: Least Squares
Date: 04/26/18 Time: 10:41
Sample (adjusted): 1988 2016
Included observations: 29 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(VARIACIONPRECIOS(-1)) | -0.922975 | 0.182467 | -5.058318 | 0.0000 |
| C | -0.005594 | 0.005294 | -1.056704 | 0.3000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.486561 | Mean dependent var | -0.000745 |
| Adjusted R-squared | 0.467545 | S.D. dependent var | 0.038424 |
| S.E. of regression | 0.028038 | Akaike info criterion | -4.244041 |
| Sum squared resid | 0.021225 | Schwarz criterion | -4.149745 |
| Log likelihood | 63.53860 | Hannan-Quinn criter. | -4.214509 |
| F-statistic | 25.58658 | Durbin-Watson stat | 2.098139 |
| Prob(F-statistic) | 0.000026 | | |

*Tabla 6: Prueba de raíz unitaria para la variación del tipo de cambio nominal*

Null Hypothesis: VARIACIONTCN has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -1.059276 | 0.7179 |
| Test critical values: | 1% level | -3.679322 | |
| | 5% level | -2.967767 | |
| | 10% level | -2.622989 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(VARIACIONTCN)
Method: Least Squares
Date: 04/26/18 Time: 10:43
Sample (adjusted): 1988 2016
Included observations: 29 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| VARIACIONTCN(-1) | -0.058746 | 0.055458 | -1.059276 | 0.2989 |
| C | 0.001553 | 0.007367 | 0.210847 | 0.8346 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.039900 | Mean dependent var | -0.004371 |
| Adjusted R-squared | 0.004341 | S.D. dependent var | 0.025875 |
| S.E. of regression | 0.025818 | Akaike info criterion | -4.408994 |
| Sum squared resid | 0.017998 | Schwarz criterion | -4.314698 |
| Log likelihood | 65.93042 | Hannan-Quinn criter. | -4.379462 |
| F-statistic | 1.122067 | Durbin-Watson stat | 1.865430 |
| Prob(F-statistic) | 0.298859 | | |

Null Hypothesis: D(VARIACIONTCN) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -5.528713 | 0.0001 |
| Test critical values: | 1% level | -3.689194 | |
| | 5% level | -2.971853 | |
| | 10% level | -2.625121 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(VARIACIONTCN,2)
Method: Least Squares
Date: 04/26/18 Time: 10:44
Sample (adjusted): 1989 2016
Included observations: 28 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(VARIACIONTCN(-1)) | -1.022578 | 0.184958 | -5.528713 | 0.0000 |
| C | -0.006182 | 0.004835 | -1.278581 | 0.2123 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.540365 | Mean dependent var | -0.001078 |
| Adjusted R-squared | 0.522687 | S.D. dependent var | 0.036348 |
| S.E. of regression | 0.025112 | Akaike info criterion | -4.462180 |
| Sum squared resid | 0.016396 | Schwarz criterion | -4.367023 |
| Log likelihood | 64.47052 | Hannan-Quinn criter. | -4.433090 |
| F-statistic | 30.56667 | Durbin-Watson stat | 1.797751 |
| Prob(F-statistic) | 0.000008 | | |

*Tabla 7: Prueba de raíz unitaria para los residuales*

Null Hypothesis: RESIDUALES has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.665950 | 0.0010 |
| Test critical values: | 1% level | -3.699871 | |
| | 5% level | -2.976263 | |
| | 10% level | -2.627420 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESIDUALES)
Method: Least Squares
Date: 04/26/18 Time: 10:59
Sample (adjusted): 1990 2016
Included observations: 27 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| RESIDUALES(-1) | -0.925429 | 0.198337 | -4.665950 | 0.0001 |
| C | 0.000938 | 0.004828 | 0.194376 | 0.8475 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.465482 | Mean dependent var | 0.001623 |
| Adjusted R-squared | 0.444101 | S.D. dependent var | 0.033630 |
| S.E. of regression | 0.025074 | Akaike info criterion | -4.462791 |
| Sum squared resid | 0.015718 | Schwarz criterion | -4.366803 |
| Log likelihood | 62.24767 | Hannan-Quinn criter. | -4.434248 |
| F-statistic | 21.77109 | Durbin-Watson stat | 1.812234 |
| Prob(F-statistic) | 0.000089 | | |

*Tabla 8: Test de cointegración de Engle y Granger*

Date: 04/26/18 Time: 11:24
Series: VARIACIONTCN VARIACIONPRECIOS
Sample (adjusted): 1987 2016
Included observations: 30 after adjustments
Null hypothesis: Series are not cointegrated
Cointegrating equation deterministics: C
Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=6)

| Dependent | tau-statistic | Prob.* | z-statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|---|
| VARIACIONTCN | -3.762880 | 0.0326 | -19.88944 | 0.0195 |
| VARIACIONPRECIOS | -3.746070 | 0.0338 | -19.81839 | 0.0200 |

*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

| | VARIACION... | VARIACIONPRECIOS |
|---|---|---|
| Rho - 1 | -0.685843 | -0.683393 |
| Rho S.E. | 0.182265 | 0.182429 |
| Residual variance | 0.000297 | 0.000398 |
| Long-run residual variance | 0.000297 | 0.000398 |
| Number of lags | 0 | 0 |
| Number of observations | 29 | 29 |
| Number of stochastic trends** | 2 | 2 |

**Number of stochastic trends in asymptotic distribution

*Tabla 9: Estimación vec*

```
. vec variaciontcn variacionprecios

Vector error-correction model

Sample:  1989 - 2016                            No. of obs      =        28
                                                AIC             = -9.393134
Log likelihood =  140.5039                      HQIC            = -9.262227
Det(Sigma_ml)  =  1.50e-07                      SBIC            = -8.964926

Equation           Parms      RMSE     R-sq      chi2     P>chi2
----------------------------------------------------------------
D_variaciontcn         4     .022525   0.3016   10.36604   0.0347
D_variacionpre~s       4     .027407   0.1028   2.749586   0.6006
----------------------------------------------------------------

------------------------------------------------------------------------------
                     |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------------+----------------------------------------------------------
D_variaciontcn       |
                _ce1 |
                 L1. |  -.6986345   .3335569    -2.09   0.036    -1.352394    -.044875
                     |
       variaciontcn |
                 LD. |   .0416361    .265391     0.16   0.875    -.4785207     .561793
                     |
   variacionprecios |
                 LD. |  -.0088446    .288038    -0.03   0.976    -.5733888    .5556996
                     |
               _cons |  -.0001846   .0048688    -0.04   0.970    -.0097273     .009358
-------------------+----------------------------------------------------------
D_variacionprecios   |
                _ce1 |
                 L1. |   .0148011   .4058417     0.04   0.971    -.7806339    .8102362
                     |
       variaciontcn |
                 LD. |  -.1262875   .3229037    -0.39   0.696    -.7591671     .506592
                     |
   variacionprecios |
                 LD. |  -.0040638   .3504585    -0.01   0.991    -.6909497    .6828222
                     |
               _cons |  -.0087145   .0059239    -1.47   0.141    -.0203252    .0028961
------------------------------------------------------------------------------

Cointegrating equations

Equation           Parms    chi2     P>chi2
----------------------------------------------
_ce1                   1   353.463   0.0000
----------------------------------------------

Identification:  beta is exactly identified

                 Johansen normalization restriction imposed
------------------------------------------------------------------------------
           beta |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
_ce1         |
 variaciontcn |          1          .        .       .            .           .
variacionprecios |  -.839188   .0446362   -18.80   0.000    -.9266734   -.7517027
       _cons |   .0358474          .        .       .            .           .
------------------------------------------------------------------------------
```